



PARIS SCHOOL OF ECONOMICS
ÉCOLE D'ÉCONOMIE DE PARIS

WORKING PAPER N° 2014 – 22

Evaluation de l'effet d'une politique spatialisée d'accès au logement : la loi Solidarité et Renouvellement Urbain (SRU)

**Laurent Gobillon
Benjamin Vignolles**

JEL Codes: R31, R38

Keywords: Politiques locales, Logements publics, Ségrégation, Différence de différences



PARIS-JOURDAN SCIENCES ÉCONOMIQUES

48, Bd JOURDAN – E.N.S. – 75014 PARIS
TÉL. : 33(0) 1 43 13 63 00 – FAX : 33 (0) 1 43 13 63 10
www.pse.ens.fr

Evaluation de l'effet d'une politique spatialisée d'accès au logement : la loi Solidarité et Renouvellement Urbain (SRU)

Laurent Gobillon

INED – Paris School of Economics

Benjamin Vignolles

CREST

23 Juin 2014¹

Résumé

Dans cet article, nous évaluons les effets de la loi Solidarité et Renouvellement Urbain (SRU) votée en décembre 2000 qui impose aux communes moyennes et grandes de disposer d'au moins 20% de logements sociaux sous peine d'amende. Nous étudions l'impact de cette loi tant sur la construction de logement sociaux que sur la ségrégation intra-communale du parc social, les prix des logements et le volume de transactions immobilières dans l'ancien. Les estimations sont menées en différence de différences pour les communes au seuil d'application de la loi en termes de population à partir de données communales annuelles construites avec le panel exhaustif de logements FILOCOM et les bases exhaustives de transactions dans l'ancien des notaires PERVAL et BIEN. Nos résultats montrent que la loi SRU aurait un effet positif significatif sur la construction de logements sociaux croissant au cours du temps. Dans les communes traitées de notre échantillon ayant initialement un parc de logements sociaux, tant le nombre que la proportion de logements sociaux aurait augmenté de 2,9 points entre 2000 et 2004, et de 6,6 points entre 2000 et 2008. L'effet est plus fort pour les communes les plus éloignées de l'objectif fixé par la loi. Par ailleurs, la loi aurait aussi eu un effet négatif modeste sur les prix à court terme, de l'ordre de -1,2 points entre 2000 et 2004.

Mots clés : politiques locales, logements publics, ségrégation, différence de différences

Codes JEL : R31, R38

¹ Nous remercions les participants aux séminaires CREST et MEDDE-PSE pour leurs commentaires et discussions. Nous remercions également toute l'équipe de la sous-direction des Statistiques du Logement et de la Construction du Service d'Observation et de Statistiques (SOeS) du Commissariat Général au Développement Durable (CGDD), où l'essentiel du travail sur les données a été effectué, pour leur accueil chaleureux et leurs remarques toujours utiles.

Introduction

Le 14 décembre 2000 est votée la loi relative à la Solidarité et au Renouvellement Urbain (SRU), et plus précisément son article 55, qui impose aux communes de disposer de 20% de logements HLM sous peine d'amende. L'objectif de cette mesure législative est d'inciter les communes moyennes et grandes à développer leur parc social locatif afin d'assurer une meilleure intégration des populations fragilisées. Cette intégration se ferait grâce aux effets bénéfiques de la mixité sociale. L'objectif du présent article est d'évaluer au niveau communal l'effet de la loi SRU tant sur la construction de logements sociaux que sur les revenus moyens des ménages, la ségrégation locale et les prix de l'immobilier. Il participe au débat sur l'efficacité des politiques publiques à mieux insérer spatialement les populations défavorisées.

La littérature en économie urbaine distingue en fait trois types de politiques spatialisées permettant d'améliorer le bien-être des populations pauvres : faciliter les déplacements en particulier entre domicile et lieux d'emploi, aider au développement local dans les quartiers défavorisés, et aider à la mobilité résidentielle des individus pour qu'ils puissent s'installer dans de meilleurs quartiers.² Des travaux français se sont intéressés à des politiques du logement permettant de favoriser la mobilité résidentielle des ménages modestes, mais elles ne sont pas spatialisées. Gobillon et Le Blanc (2005, 2008) montrent ainsi que la mise en place du prêt à taux zéro a eu un effet positif non seulement sur l'accès à la propriété, mais aussi sur la mobilité résidentielle. Ce prêt aidé a toutefois favorisé l'achat de logements par les ménages modestes dans des quartiers périphériques parfois mal desservis, dans ce qui peut parfois être considérés comme de véritables « lotissements PTZ » (Wellhoff, 2004). Les aides au logement peuvent aussi favoriser la mobilité résidentielle vers des logements mieux localisés, mais Fack (2005, 2006) montre l'existence d'un effet inflationniste de ces aides sur les niveaux des loyers qui vient contrebalancer leurs effets bénéfiques pour les ménages. L'expérience américaine revêt aussi un intérêt particulier puisqu'une expérience contrôlée, le *Moving to Opportunity Program*, a proposé aléatoirement des aides au logement à des ménages de quartiers pauvres sous une contrainte spatiale, à savoir la relocalisation vers un quartier moins pauvre. Les résultats montrent que bien que les ménages traités mobiles se relocalisent vers des quartiers de meilleure qualité et bénéficient d'améliorations dans certaines dimensions du bien-être comme la santé, leurs résultats économiques ne se sont pas améliorés (Katz, Kling et Liebman, 2001 ; Kling, Liebman and Katz, 2007).

C'est dans ce contexte que nous évaluons les effets d'une politique d'accès au logement spatialisée française, la loi SRU, qui peut favoriser la mobilité résidentielle de ménages en des lieux où ils n'auraient pas forcément les moyens de louer un logement dans le secteur privé ou de devenir propriétaires. La loi intervient dans un contexte de débats sur les bienfaits de la mixité sociale (Epstein et Kirsztbaum, 2003 ; Selod, 2004). Aider à la relocalisation de ménages modestes doit leur permettre d'échapper aux effets néfastes de la ségrégation dans des quartiers pauvres comme des effets de pair négatifs sur l'éducation, le manque de réseaux sociaux pour s'insérer sur le marché du travail, la transmission d'une vision négative du

² Cf. Ihlanfeldt et Sjoquist (1998), Gobillon, Selod et Zenou (2007) pour plus de détails.

travail par certains habitants, ou encore le problème de « délit de sale adresse » selon lequel des employeurs potentiels adoptent un comportement discriminatoire envers les habitants des quartiers dont ils jugent que les habitants ont en moyenne une faible productivité. Elle doit aussi permettre aux ménages modestes relocalisés d'éviter les problèmes liés au manque de transports vers les centres d'emploi ou d'infrastructures, ou encore les problèmes de violence urbaine. Une relocalisation peut cependant se faire au coût d'une perte d'un réseau d'entraide spécifique localisé, notamment un réseau ethnique pour les immigrés ou descendants d'immigrés, qui peut leur permettre de mieux s'insérer socialement, et d'acquérir de l'information et des recommandations pour des emplois. Il n'est par ailleurs pas du tout évident qu'il soit possible pour des ménages modestes de développer un réseau social dans une commune où existe une distance socio-économique importante avec les habitants. L'imposition par la loi SRU d'un seuil de 20% de logements sociaux, uniforme sur l'ensemble du territoire, est d'ailleurs contestée car elle ne repose sur aucune analyse théorique ou empirique. Si des ménages modestes se retrouvent dans le logement social d'une commune riche, ils pourraient être dans l'incapacité de s'intégrer socialement et de trouver un emploi proche adapté à leur niveau de qualifications.

L'approche adoptée pour évaluer l'effet de la loi SRU consiste à construire des indicateurs communaux sur les logements sociaux, les prix et le volume des transactions de logements, puis d'évaluer dans quelle mesure la loi SRU a eu une influence sur ces indicateurs à l'aide d'une approche en différence de différences. Comme la loi n'est appliquée que pour les communes d'au moins 3 500 habitants en province, et 1 500 habitants en Ile-de-France, nous restreignons l'analyse aux communes autour de ces discontinuités comportant entre 2 800 et 12 000 habitants en province, et entre 800 et 6 000 habitants en Ile-de-France. Les indicateurs communaux sont construits à partir du panel exhaustif de logements FILOCOM pour les années impaires de la période 2001-2009 et à partir de la base exhaustive de prix de transactions de logements anciens de la base des notaires pour les années paires de la période 2000-2008.

Nos résultats montrent que la loi SRU aurait un effet positif significatif sur la construction de logements sociaux croissant au cours du temps. Dans les communes traitées de notre échantillon ayant initialement un parc de logements sociaux, tant le nombre que la proportion de logements sociaux aurait augmenté de 2,9 points entre 2000 et 2004, et de 6,6 points entre 2000 et 2008. L'effet est plus fort pour les communes les plus éloignées de l'objectif fixé par la loi. Ainsi, si on considère deux communes traitées dont l'une ne dispose initialement que de 5% de logements sociaux tandis que l'autre en dispose de 15%, la commune la moins dotée aurait connu un taux de croissance de sa proportion de logements sociaux d'un peu plus de 25 points supérieure à celui de la mieux dotée entre 2000 et 2008 du fait de la mise en place de la loi.

Nous trouvons aussi que la loi a eu un effet négatif modeste sur les prix de l'immobilier dans l'ancien pour les communes traitées de notre échantillon. Les prix auraient ainsi significativement diminué à court terme, de -1,2 points entre 2000 et 2004, mais cette diminution est du même ordre de grandeur entre 2000 et 2008, et devient non significative. La baisse des prix va de pair avec une augmentation du nombre de transactions, de l'ordre de 5,5 points sur la période 2000-2008.

La partie I présente plus en détail le logement social en France comme outil privilégié des politiques publiques du logement et revient sur le cadre juridique mis en place par la loi SRU. La partie II présente les données utilisées pour l'évaluation. La partie III expose et justifie la méthodologie adoptée. La partie IV présente des statistiques descriptives sur l'échantillon retenu pour notre évaluation de l'effet de la loi. La partie V présente quant à elle les résultats de l'impact de la loi sur différents indicateurs locaux. Enfin la conclusion propose des pistes pour élargir la réflexion.

I. Le logement social et la loi SRU

Nous présentons dans cette partie le contexte dans lequel la loi SRU a été introduite en France.

I. 1. Le logement social en France : un outil privilégié des politiques du logement et de la ville

Le parc social locatif français est l'héritier direct des premières interventions publiques en matière de logement, datant de la fin du XIX^{ème} siècle. Il s'est largement développé sous l'impulsion de l'Etat-providence durant les Trente Glorieuses. Très encadré par les partenaires sociaux (par le biais du « 1 % logement »), il avait alors vocation à accueillir une population mixte issue des classes moyennes. Mais face au développement du chômage et au creusement des inégalités territoriales en France depuis le début des années 1980, il est devenu un levier d'action privilégié des pouvoirs publics en matière de lutte contre la pauvreté et l'exclusion sociale (Stébé, 2013).

Le parc résidentiel social locatif regroupe l'ensemble des logements gérés par des bailleurs - publics ou privés - en convention avec l'État pour offrir, en échange de facilités de financement, des loyers moins élevés que sur le marché locatif classique à des locataires vérifiant les critères d'éligibilité en matière de revenus. Ainsi, il a été estimé que pour les occupants de logements HLM, le loyer est 40% moins élevé que ce qu'il serait dans le secteur privé (Laferrère, Le Blanc et Pigois, 1999 ; Trevien, 2013).

Le secteur social de l'immobilier locatif représentait, en 2011, 4 396 198 logements - soit 13 % du parc résidentiel total et un tiers du parc locatif. Il se compose à 92,3 % d'Habitations à Loyers Modérés (HLM) - qu'elles soient gérées par un Office Public de l'Habitation (OPH) ou par une Entreprise Sociale pour l'Habitat (ESH) – et à 7,7 % de logements faisant l'objet d'une gestion coopérative dans le cadre de Sociétés d'Économie Mixte (SEM). Le logement social est surtout présent dans les grandes villes françaises ainsi que dans leurs banlieues, notamment en Ile-de-France, dans le Nord-Pas-de-Calais, l'Est (Alsace, Lorraine), le Sud-ouest (Provence, Alpes, Côte d'Azur) et l'Ouest de la France (Bretagne, Pays de la Loire). Toutefois, même dans les communes y étant localisés, le volume qu'il représente reste limité et représente près de 12 % du total des résidences principales. Le logement social est peu présent dans les régions à dominante rurale (Champagne-Ardenne, Limousin...) ainsi que dans le Sud-ouest de la France (Aquitaine, Midi-Pyrénées, Languedoc-Roussillon).

Concernant les occupants des logements sociaux, les familles mono-parentales et les ménages âgés sont sur-représentés (Trevien, 2013) tout comme les immigrants et plus particulièrement les algériens et marocains dont presque 50% sont en logement social (Verdugo, 2013). Il existe par ailleurs à la fois un sous-peuplement et un sur-peuplement important (Jacquot, 2007). Tandis que le sous-peuplement est le fait de ménages âgés de petite taille et intervient tant dans les petites que les grandes agglomérations, le sur-peuplement est le fait de familles avec enfants et concernent surtout les grandes agglomérations. Le sur-peuplement va souvent de pair avec des ressources faibles et des conditions de logement insatisfaisantes. Bien que les logements sociaux concentrent principalement des ménages modestes, les ménages aisés du dernier quintile de revenus représentent tout de même aux alentours de 5% des occupants (Trevien, 2013).

I. 2. La loi SRU pour inciter le développement du logement social dans les communes

C'est dans ce contexte que l'article 55 de la loi SRU est voté en décembre 2000 et a pour objectif d'inciter les moyennes et grandes communes à construire des logements sociaux. En effet, avec la diminution des aides publiques au secteur, la construction de logements sociaux est de plus en plus à la charge des collectivités locales, ce qui a rendu plus délicat le pilotage de l'offre sociale locative et de ses dynamiques au niveau du territoire (Davezies, 2008). Dans ce cadre, la loi SRU se présente comme un dispositif incitatif à l'égard des communes visant à pallier les défaillances de coordination (Driant, 2011).

L'article 55 de la loi SRU instaure l'obligation pour les communes de plus de 3 500 habitants – 1 500 en Ile-de-France – appartenant à une agglomération³ de plus de 50 000 habitants et comptant au moins une commune de plus de 15 000 habitants selon le recensement de 1999, d'avoir un nombre de logements sociaux équivalent à au moins 20 % de l'ensemble de leurs résidences principales⁴. En 2001, il y a environ 1 400 communes entrant dans le champ d'application de la loi, dont près des trois quarts étaient au-dessous des 20 % de logements sociaux⁵.

Les communes contrevenantes à l'article 55 de la loi SRU sont sujettes à une amende proportionnelle à leur potentiel fiscal et à l'écart entre la part de logements sociaux constatée et l'objectif des 20 %.⁶ D'après de

³ Avant 2009, le terme d'agglomération utilisé dans les textes réfère à l'aire urbaine.

⁴ Les communes ne doivent en outre pas avoir connu de baisse de leur population entre 1990 et 1999 pour entrer dans le champ d'application.

⁵ Ces statistiques descriptives ont été calculées à partir des données FILOCOM présentées plus loin. Elles tendent à sous-estimer la valeur de l'indicateur défini par l'article 55 de la loi SRU car les foyers de travailleurs, pour handicapés ou personnes âgées, ainsi que les Centres d'Hébergement et de Réinsertion Sociale ne sont pas recensés dans les données utilisées. Le biais introduit est cependant considéré comme négligeable, d'autant plus que les types de logements omis sont essentiellement concentrés dans les grandes communes et que l'analyse est menée sur un sous-ensemble de communes moyennes (cf. section III). Par ailleurs, il faut signaler que les communes appartenant à un Etablissement Public de Coopération Intercommunale (EPCI) qui se sont dotées d'un Plan Local pour l'Habitat (PLH) sont autorisées à déroger aux objectifs de l'article 55 de la loi SRU, pourvu que le seuil des 20 % de logements sociaux parmi les résidences principales soit atteint à l'échelle de l'ensemble des communes appartenant à cet EPCI. Or, les données disponibles ne contiennent aucun renseignement sur ce type d'aménagement, dont les effets sont également négligés.

⁶ Le potentiel fiscal d'une commune correspond aux ressources fiscales obtenues si les taux locaux de taxation étaient uniformisés et fixés à leur valeur moyenne sur l'ensemble du territoire. Plus le potentiel fiscal est élevé, plus une commune peut être considérée comme riche.

Code de la Construction et de l'Habitat (CCH), cette amende est calculée comme le produit de 20 % du potentiel fiscal de la commune et de l'écart aux 20 % de logements sociaux, exprimé en points de pourcentage.⁷ Elle est plafonnée à 5 % des dépenses de fonctionnement de la commune lors de l'année antérieure. Elle est par ailleurs annulée si elle s'élève à moins de 3811,23 euros.

Les communes insuffisamment pourvues en logement social sont tenues de rattraper leur retard en la matière sur une période de vingt ans. L'évaluation des efforts effectués en vue de la réalisation de cet objectif a lieu tous les trois ans. Dans ce laps de temps, les communes contrevenantes sont censées avoir rattrapé l'équivalent de 15 % de leur retard initial.⁸ Par ailleurs, à partir de 2006, le nombre de logements sociaux construits lors de l'une de ces phases triennales ne doit pas être inférieur à 30 % du nombre de logements sociaux construits lors de la phase précédente. Si une commune n'a pas respecté ses engagements, elle peut être sujette à une majoration de son amende. Le taux de majoration est au maximum égal au rapport entre le nombre de logements sociaux manquants et l'objectif triennal fixé. Par ailleurs, le préfet peut alors conclure une convention avec un organisme HLM en vue de la réalisation des objectifs fixés, soit par des constructions neuves, soit par voie d'acquisition-amélioration, et la commune est contrainte de participer financièrement à la réalisation du projet.

I. 3. L'évaluation de la loi SRU

Bilek, Costes et Monmousseau (2007) ont calculé que pour l'Ile-de-France, l'article 55 de la loi SRU prévoyait la construction cumulée de 1 3000 logements sociaux par période triennale après 2001. Toutefois, fin 2004, seulement 7 200 logements sociaux supplémentaires ont été recensés. En 2005, le non-respect des objectifs fixés a conduit à la collecte de 7,5 millions d'euros en Ile-de-France et 36,2 millions d'euros à l'échelle nationale.

Ces chiffres ne permettent cependant pas de dire si l'article 55 de la loi SRU a entraîné une accélération de la construction de logements sociaux, ce qui n'a été quantifié jusqu'à présent que par une seule étude (Bono, Davidson et Trannoy, 2013). Cette étude est menée au niveau communal pour la période 1998-2009, et utilise les données de l'Enquête sur le Parc Locatif Social (EPLS) pour les stocks de logements sociaux et les données FILOCOM pour les stocks de résidences principales. Une limite des données est que l'EPLS est source de valeurs manquantes sans qu'on puisse en déterminer les causes. Les auteurs s'intéressent à l'évolution du nombre et du taux de logements sociaux avant et après 2005, les auteurs considérant qu'entre 1998 et 2005 inclus, les logements sociaux construits dépendent de décisions prises avant la loi SRU. Des modèles en différence de différences et en changement de tendance (par rapport à la tendance prédite par les valeurs passées) sont estimés. Les résultats montrent de façon robuste un impact positif mais faible de la loi :

⁷ Cette formule simplifiée a été introduite en 2006. Avant cette date, la pénalité est de 152,45 euros par logement manquant pour les communes dont le potentiel fiscal est inférieur à 762,25 euros, mais elle est égale au produit de 20% du potentiel fiscal par habitant et de l'écart aux 20% de logements sociaux pour les autres communes.

⁸ En pratique, le rattrapage effectué se calcule par la différence entre l'inventaire en fin de période et l'inventaire en début de période, nombre auquel doivent être rajoutés les logements financés durant la période mais non mis en services (et donc non comptabilisés dans l'inventaire en fin de période).

sur quatre ans, cet effet positif serait de 0,35 points, ou encore de 40 logements sociaux pour une ville de 20 000 habitants.

Notre étude se distingue de ce travail sous plusieurs aspects. En termes de données, nous utilisant la base FILOCOM pour construire les stocks communaux tant de résidences principales que de logements sociaux, ce qui permet d'éviter les valeurs manquantes. Nous contrastons par ailleurs les périodes 2000-2004 et 2000-2008 pour étudier les effets à court et moyen terme de la loi SRU. Enfin nous étudions l'effet de la loi non seulement sur la production de logements sociaux, mais aussi sur la ségrégation intra-communale du parc social, les prix de l'immobilier et le volume de transactions immobilières.

En effet, nous souhaitons évaluer si la loi SRU a entraîné une réduction de la ségrégation intra-communale avec la construction de logements sociaux dispersés à l'intérieur des communes ne vérifiant pas les 20% de logements sociaux, ou à une augmentation de cette ségrégation avec une agrégation de logements sociaux dans des quartiers particuliers. Les élus locaux pourraient en effet vouloir isoler les habitants des logements sociaux pour ne pas mécontenter les autres habitants. Enfin, la construction de logements sociaux peut rendre une commune moins attractive, ce qui peut entraîner le départ d'une partie de la population qui va être à l'origine d'une augmentation du volume de transactions immobilières et d'une baisse des prix de l'immobilier.

II. Les données

Les données utilisées proviennent de deux sources différentes : les bases FILOCOM pour les années impaires entre 1999 et 2009, et les bases notariales pour les années paires entre 2000 et 2008.

Les bases FILOCOM sont établies par la Direction Générale des Finances Publiques (DGFIP) à partir des données recueillies lors de la collecte de la taxe. Il s'agit d'un recensement exhaustif des logements de France métropolitaine au 1^{er} janvier de l'année considérée et, à titre illustratif, 33 820 701 logements sont recensés au 1^{er} janvier 2011. Dans la suite, on fera référence à l'année t écoulée quand le recensement des logements a lieu au 1^{er} janvier de l'année $t + 1$. La base contient entre autres des informations sur la section cadastrale et la commune où les logements sont localisés, les caractéristiques des logements, le statut d'occupation des logements, le nombre d'occupants et leurs revenus annuels. Ces informations permettent de construire des variables communales : le stock de logements sociaux, leur proportion dans l'ensemble des résidences principales, le revenu moyen des ménages par unité de consommation et un indice de ségrégation utilisé pour mesurer le niveau de ségrégation intra-communale des logements sociaux.

La mesure du nombre de logements sociaux utilisée ici diffère légèrement de celle retenue par l'article 55 de la loi SRU. En effet, les données FILOCOM ne portent que sur les logements individuels soumis à la taxe d'habitation et, de ce fait, n'incluent ni les Centres d'Hébergement et de Réinsertion Sociale (CHRS) ni les foyers de travailleurs, qui figurent pourtant parmi les logements sociaux au sens de la loi SRU.

La ségrégation intra-communale du logement social dans le parc de logements est mesurée à l'aide de l'indice de Duncan et Duncan (1955). Cet indice correspond à la part de logements sociaux qui devrait être

réallouée au sein de la commune à une section cadastrale différente pour obtenir une répartition uniforme des logements sociaux dans la commune considérée. Plus de détails sur cet indice de ségrégation sont donnés en annexe A.

Les bases des notaires consistent en un recensement des transactions de logements anciens conclues en France métropolitaine et regroupent les informations des bases BIEN pour l'Ile-de-France et des bases PERVAL pour les autres régions. Le recensement est effectué par les chambres régionales des notaires à la fin de l'année écoulée et, à titre illustratif, en 2006, le nombre total de transactions dans l'ancien en France est de 551 212⁹. Ce chiffre exclut les locaux divers prévus pour un autre usage que l'habitation, ainsi que les propriétés agricoles, les garages et les parkings privés, qui n'ont pas été considérés. Dans la suite, on fera référence à l'année t écoulée quand le recensement des logements a lieu au 31 décembre de l'année t . Les bases notariales contiennent entre autres des informations sur la localisation du bien au niveau de la section cadastrale et de la commune, l'année de construction du logement en intervalles, le type de bien (maison ou appartement), la surface et le prix.

Cette base de données est utilisée pour calculer un volume communal de transactions immobilières dans l'ancien et construire un indicateur de prix au mètre carré par commune. Une procédure particulière est implémentée pour imputer les surfaces qui sont manquantes à partir de la base FILOCOM. La procédure consiste à calculer, pour un logement donné, la surface moyenne dans sa section cadastrale des logements ayant fait l'objet d'une mutation qui sont du même type et comportent le même nombre de pièces. Plus de détails sur la construction de l'indicateur de prix sont donnés en annexe B.

III. La méthode d'évaluation de la loi SRU

La loi SRU ne se présente pas comme un traitement aléatoire puisqu'elle affecte les communes de manière déterministe en fonction de leur taille ainsi que de celle de leur agglomération. Or, étant donné que le profil socio-économique et la composition du parc résidentiel des communes varient fortement en fonction de leur taille et de leur position plus ou moins centrale dans le système urbain, il est certain que la loi affecte les communes de manière différenciée selon leurs caractéristiques structurelles. Il convient donc de mettre en place une méthodologie permettant d'identifier l'impact causal de cette mesure, en dépit des effets de sélection des communes concernées par la loi.¹⁰

Par ailleurs, il convient de noter que les caractéristiques structurelles des communes sont issues de leurs histoires respectives particulières et renvoient à des contextes économiques locaux et à des représentations culturelles et politiques qui sont spécifiques et qui peuvent, en retour, déterminer la réponse des communes à la mesure. On s'intéressera donc à l'impact hétérogène des communes selon leurs caractéristiques.

⁹ Nous avons choisi une année avant la crise pour éviter de capter l'effet particulier de cette dernière sur le nombre de transactions. Les effectifs départementaux ont été pondérés pour prendre en compte que le taux de couverture départemental moyen n'est que d'environ 40%.

¹⁰ Par « communes concernées », nous entendons ici les communes entrant dans le champ d'application de la loi, qu'elles présentent une proportion de logements sociaux inférieure ou supérieure aux 20%.

Nous présentons maintenant la démarche économétrique mise en œuvre pour identifier l'effet causal de l'article 55 de la loi SRU. Notre méthodologie repose sur la combinaison de deux techniques d'estimation classiques dans le domaine de l'évaluation des politiques publiques (Blundell et Costa-Dias, 2002 ; Imbens et Wooldridge, 2009) : l'estimation par différence de différences et l'exploitation des discontinuités dans les régressions.

L'approche par différence de différences consiste à comparer l'évolution du parc social locatif dans les communes concernées par la loi SRU et dans les communes non concernées. Elle s'appuie sur le principe que l'évolution pour les communes non traitées constitue un bon contrefactuel de ce que serait l'évolution du parc social locatif pour les communes traitées en l'absence de traitement. Sous l'hypothèse que les différences systématiques entre les deux groupes évoluent de manière identique sur la période étudiée, cette méthode permet de s'affranchir des biais de sélection sur inobservables inhérents à l'application de la loi SRU.

La validité des hypothèses sous-tendant l'estimation en différence de différences peut cependant être remise en question car les communes traitées et non traitées diffèrent par leur taille qui est un facteur entrant certainement de façon complexe dans la dynamique du parc social local. Il est malaisé de prendre en compte la taille avec des variables explicatives et nous avons plutôt exploité une discontinuité du traitement par rapport à la taille (cf. Hahn, Todd et Van der Klaauw, 2001 ; Imbens et Lemieux, 2008). Nous avons restreint l'analyse au sous-ensemble de communes dont la taille se situe juste en-dessous ou juste au-dessus du seuil qui détermine le champ d'application de la loi (1500 habitants en Ile-de-France et 3500 habitants en province). Cette restriction assure une meilleure comparabilité des communes traitées et non traitées, et on peut penser que leur position par rapport au seuil est aléatoire car il est improbable que les communes aient manipulé à l'avance le comptage donnant leur taille au recensement de 1999, surtout que le comptage intervient trois ans avant la mise en place de la loi SRU.

Dans le cas présent, l'application de la mesure est certes complètement déterminée par l'ensemble des conditions sur la taille des communes et celle de leur agglomération. Cependant, pour une taille de commune donnée, l'existence de la condition supplémentaire sur la taille de l'agglomération rend possible l'existence simultanée de communes concernées par la loi et d'autres qui ne le sont pas. Cette coexistence participe à l'identification de l'impact de la loi.

Il est à noter que les restrictions sur l'échantillon imposées pour garantir la validité interne du modèle réduisent en même temps la validité externe de l'étude puisque les résultats ne seront valables que pour le sous-échantillon de communes moyennes sélectionnées d'après leur taille¹¹.

¹¹ Malgré tout, étant donné que les plus grandes communes étaient contraintes par la Loi d'Orientation sur le Ville (LOV) depuis mai 1991 de respecter des seuils en termes de taille de leur parc social, le fait de ne retenir pour l'évaluation d'impact que des communes de taille moyenne, non concernées par de tels dispositifs avant la loi SRU, peut se justifier.

Nous estimons deux spécifications alternatives du modèle selon que nous estimons un effet homogène ou hétérogène de la loi SRU. Nous considérons des spécifications en première différences à deux dates, l'une avant la mise en place de la réforme ($t = 0$), et l'autre après la mise en place de la réforme ($t = 1$). Dans la partie empirique, nous considérerons les évolutions à court terme sur la période 2000-2004, et les évolutions à moyen terme sur la période 2000-2008¹². Les écarts-types des coefficients estimés sont obtenus par l'estimateur sandwich qui est robuste à l'hétéroscédasticité des termes d'erreur.

La première spécification est utilisée pour estimer un effet homogène de la loi SRU et s'écrit :

$$Y_{i,1} - Y_{i,0} = \alpha 1_{\{D_i=1\}} + \sum_{j=1}^R \gamma_j 1_{\{r(i)=j\}} + Z_i \delta + \varepsilon_{i,t}$$

où $Y_{i,t}$ est la variable d'intérêt pour la commune i à la date t , $1_{\{D_i=1\}}$ est l'indicatrice de traitement, $1_{\{r(i)=j\}}$ est une indicatrice d'appartenance de la commune à la région j , R est le nombre de régions, et Z_i contient quatre variables : le revenu moyen par unité de consommation de la commune, ce même revenu au carré, le nombre total de logements de la commune et ce même nombre au carré¹³. Les indicatrices de régions ont été introduites dans cette spécification pour prendre en compte des tendances hétérogènes entre région qui peuvent être liées à l'évolution de la taille des communes ou de l'agglomération, et être corrélées avec le traitement. Leur introduction implique que l'effet de la loi est identifié par une comparaison des communes traitées et non traitées au sein de chaque région. La spécification prend par ailleurs en compte les tendances communales différenciées selon le revenu et le nombre total de logement puisqu'elles peuvent être liées à l'évolution de la taille de la commune ou de l'agglomération, et donc au traitement. Pour que les effets du traitement soient estimés par interpolation et non par extrapolation, il est nécessaire que les variables explicatives aient un support pour les communes traitées qui soit inclus dans celui des communes non traitées.

La seconde spécification a pour objectif d'estimer un effet hétérogène de la réforme et s'écrit :

$$Y_{i,1} - Y_{i,0} = (\alpha + X_i \beta) 1_{\{D_i=1\}} + \sum_{j=1}^R \gamma_j 1_{\{r(i)=j\}} + Z_i \delta + \varepsilon_{i,t}$$

où X_i contient quatre variables : le revenu moyen par unité de consommation de la commune, ce même revenu au carré, la différence entre 20% et la proportion de logement social dans la commune, cette même différence au carré. Cette spécification permet d'évaluer s'il existe des effets hétérogènes de la loi SRU selon le niveau de richesse de la commune et son éloignement par rapport à l'objectif des 20%. Ces effets hétérogènes sont capturés par les coefficients β . Il est à noter que l'effet de l'indicatrice de traitement α ne peut plus alors être interprété comme l'effet moyen du traitement.

¹² Les effets de la loi SRU à des dates postérieures à 2008 ne sont pas étudiés ici, du fait de la forte modification du contexte économique et social en France consécutive à la crise de la fin des années 2000 et dont les effets sur les marchés immobiliers locaux pourraient biaiser l'évaluation.

En outre, il convient de noter qu'à mesure que l'horizon temporel retenu pour l'évaluation s'allonge, l'hypothèse identificatrice de tendance commune en cas d'absence de traitement est plus critiquable.

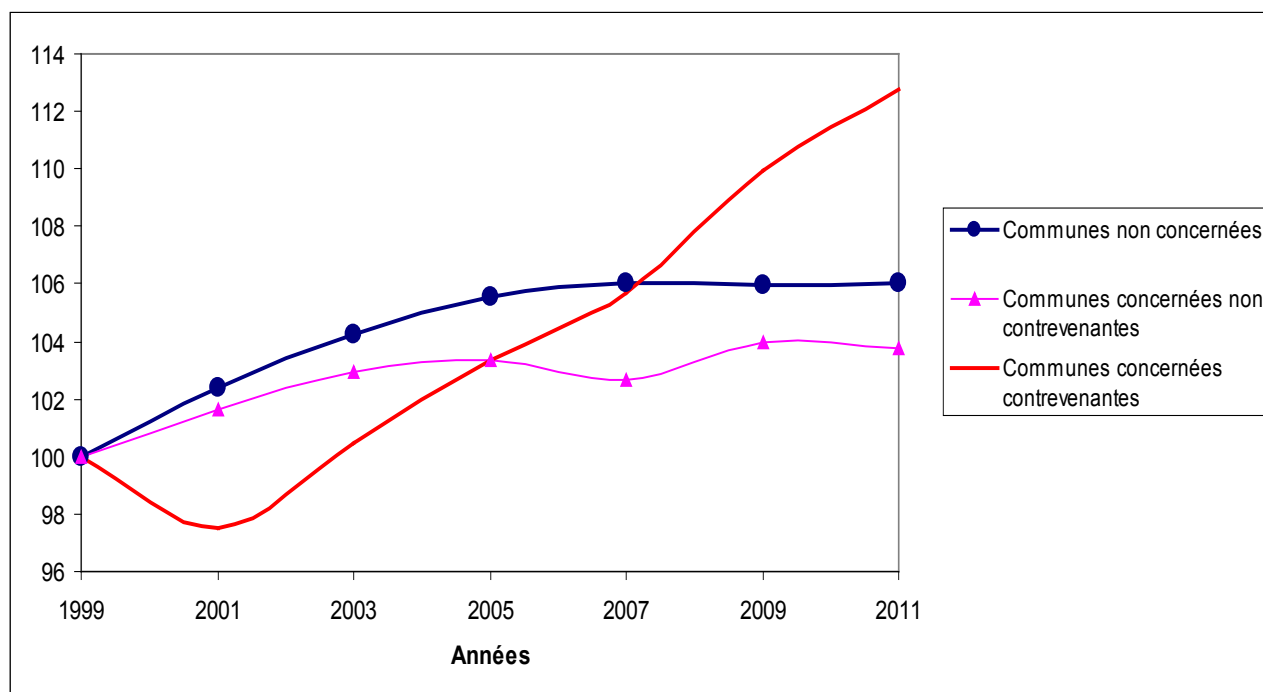
¹³ Nous n'introduisons pas de constante dans le modèle : elle ne serait pas identifiée vu que nous utilisons comme variables explicatives un jeu complet d'indicatrices régions.

La suite de cette étude se structure en deux temps. Il s'agira tout d'abord de mettre en évidence l'impact de la loi SRU sur le logement social dans les communes avant d'analyser ses conséquences sur les marchés immobiliers locaux.

IV. Statistiques descriptives

Entre 2000 et 2008, le nombre total de logements sociaux dans les communes concernées par l'article 55 de la loi SRU et qui présentaient un parc social locatif de taille inférieure à l'objectif prévu par la loi a augmenté de près de 10 % (Graphique 1). Toutefois, il serait hâtif de conclure que cet accroissement est uniquement dû à la loi SRU. En effet, le nombre de logements sociaux en France métropolitaine manifeste une tendance à la hausse, quelle que soit la situation initiale des communes vis-à-vis de la loi SRU. Ainsi, sur la même période, et en dépit de quelques fluctuations, le volume total de logements sociaux a connu une hausse d'environ 4 % dans les communes concernées par la loi SRU mais respectant ses objectifs en termes de logements sociaux dès sa mise en place. De plus, le nombre total de logements sociaux dans les communes non concernées par cette mesure a également augmenté de près de 6 % sur la période. Bien que la hausse soit supérieure dans les communes ciblées par la loi SRU, il convient d'identifier dans quelle mesure cette hausse est effectivement attribuable à cette loi.

Graphique 1 : Evolution du nombre total de logements sociaux en France selon la situation des communes vis-à-vis de l'article 55 de la loi SRU en 2001



Source : données FILOCOM.

Champ : France métropolitaine.

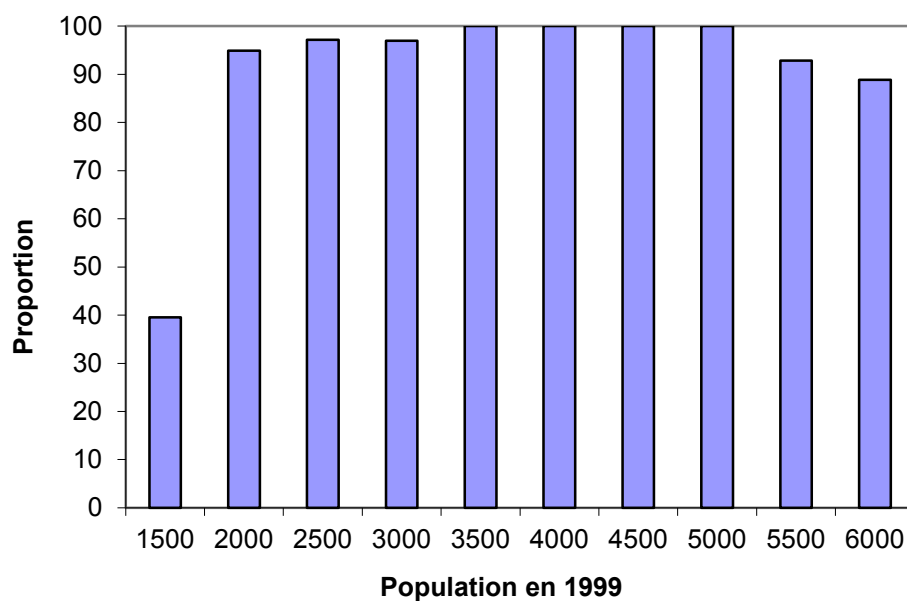
Note : indice en base 100 en 2001.

Pour notre évaluation, nous restreignons l'ensemble de communes à celles dont la taille se trouve juste en-dessous ou juste au-dessus du seuil d'application de la loi. L'échantillon obtenu comporte 2 745 communes dont la population en 1999 était comprise entre 2 800 et 12 000 habitants pour les communes de province et entre 800 et 6 000 habitants pour les communes d'Ile-de-France, et 45,5 % de ces communes sont concernées par la loi SRU. Parmi les communes concernées, 70% sont contrevenantes.

Certaines régions sont largement sur-représentées dans notre échantillon, comme l'Ile-de-France, le Nord-Pas-de-Calais et le Rhône-Alpes, qui regroupent respectivement 13,6 %, 8,3 % et 10,9 % de l'échantillon mais seulement respectivement 3,8 %, 4,2 % et 7,9 % de l'ensemble des communes françaises. A l'inverse, d'autres régions sont sous-représentées, comme le Midi-Pyrénées, la Franche-Comté et la Bourgogne, qui représentent respectivement 4,1 %, 1,8 % et 2,1 % de l'échantillon mais seulement respectivement 8,3 %, 4,9 % et 5,6 % de l'ensemble des communes françaises. De manière attendue, les régions comptant une majorité de grandes ou de petites communes sont sous-représentées, au profit des régions comptant une majorité de communes de taille « moyenne ». Par ailleurs, les communes de l'échantillon concernées par la loi SRU sont loin d'être réparties uniformément sur le territoire : elles sont essentiellement concentrées dans les régions qui accueillent les plus grandes agglomérations (Ile-de-France, Rhône-Alpes et Provence-Alpes-Côte d'Azur).

L'échantillon a été déterminé pour pouvoir comparer des communes concernées par la loi avec d'autres qui ne le sont pas, soit parce qu'elles sont en-dessous du seuil minimal de taille, soit parce que leur agglomération est en-dessous du seuil minimal de taille. Pour préciser les sources d'identification, nous représentons sur les Graphiques 2 et 3, les proportions de communes concernées par la loi selon leur taille, séparément pour l'Ile-de-France et la province, vu que les critères d'application de la loi y sont différents. Pour ce qui est de l'Ile-de-France, le Graphique 2 montre que les communes ayant entre 3 000 et 5 500 habitants sont toutes concernées par la loi. Ainsi pour cette tranche, la discontinuité créée par le critère de taille minimale de l'agglomération n'est d'aucune utilité. En dehors de cette tranche, une proportion certes faible de communes n'est pas concernée par la loi, à part dans l'intervalle de 1 500 à 2 000 habitants, où cette proportion est plus importante. Le Graphique 3 montre que la situation est bien différente en province puisque dans tous les intervalles de taille, il existe une proportion de communes non concernées par la loi qui est relativement importante. Ainsi, la discontinuité créée par le critère de taille minimale de l'agglomération joue dans une certaine mesure dans l'identification de l'effet de la loi.

Graphique 2 : Proportion des communes concernées par l'article 55 de la loi SRU en Ile-de France selon la population des communes en 1999

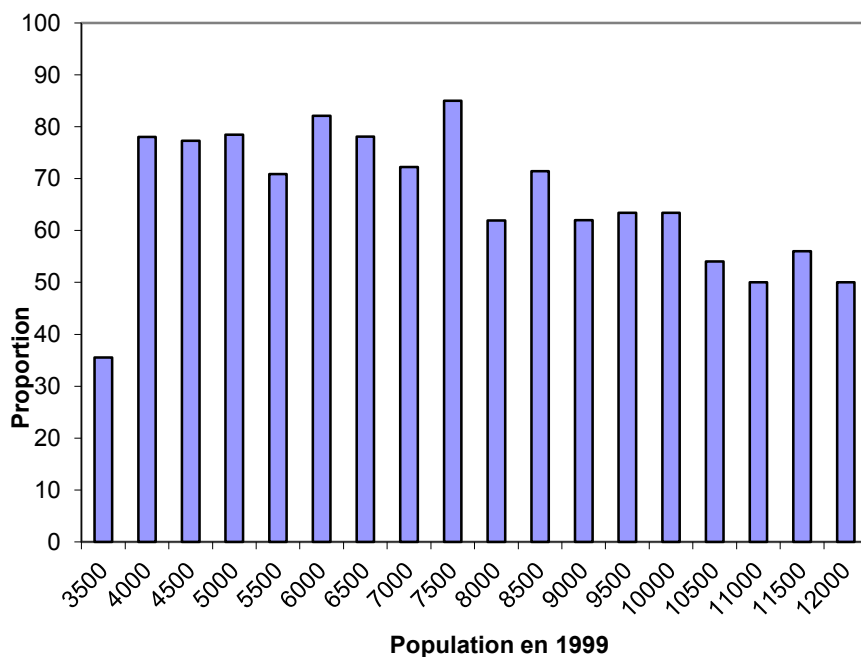


Source : données FILOCOM.

Champ : sous-ensemble des communes d'Ile-de-France retenues pour l'évaluation

Note : la population en 1999 est considérée en intervalle de 500 habitants, le chiffre reporté correspondant à la borne inférieure de l'intervalle.

Graphique 3 : Proportion des communes concernées par l'article 55 de la loi SRU en province selon la population des communes en 1999



Source : données FILOCOM.

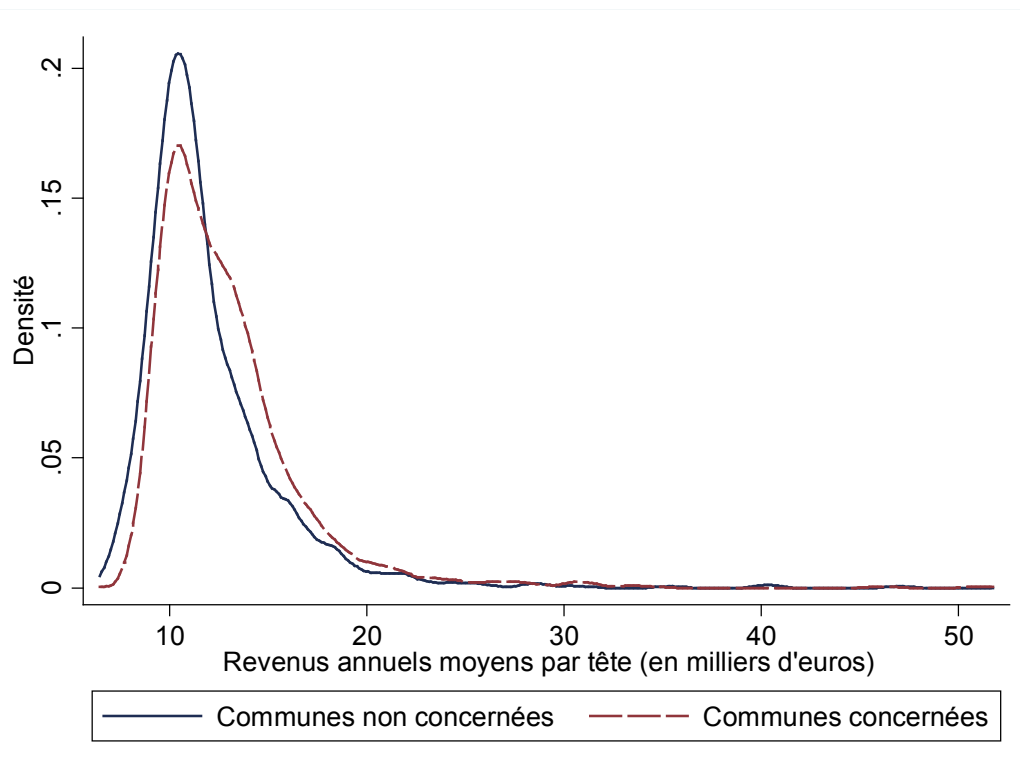
Champ : sous-ensemble des communes de province retenues pour l'évaluation

Note : la population en 1999 est considérée en intervalle de 500 habitants, le chiffre reporté correspondant à la borne inférieure de l'intervalle.

Le Tableau A.1 montre par ailleurs que l'estimateur par différence de différences ne révèle aucun effet significatif de la loi sur les périodes antérieures à son application pour les variables d'intérêt construites à partir des données de FILOCOM qui seront utilisées dans l'étude¹⁴. Ce critère ne se substitue pas à l'hypothèse identificatrice de tendances communes pour les traités et non traités en l'absence de mesure, puisqu'il s'applique à une période qui lui est antérieure ; il la rend tout de même plus crédible sur la période suivant l'entrée en vigueur de la loi.

Nous souhaitons par ailleurs nous assurer que les communes concernées et non concernées par la loi ont des caractéristiques similaires, notamment en termes de revenus et d'écart entre le seul de 20% imposé par la loi et la part de logements sociaux. Le Graphique 4 montre que les distributions des revenus moyens sont assez proches pour les deux groupes au sens où elles sont uni-modales avec un pic environ à la même valeur des revenus. Les communes concernées ont cependant une distribution un peu plus dilatée avec une valeur de la densité plus importante à droite du pic de la distribution. Le Graphique 5 permet d'aboutir à des conclusions similaires concernant les formes relatives des distributions des écarts entre 20% et les parts de logements sociaux pour les communes concernées et non concernées par la loi.

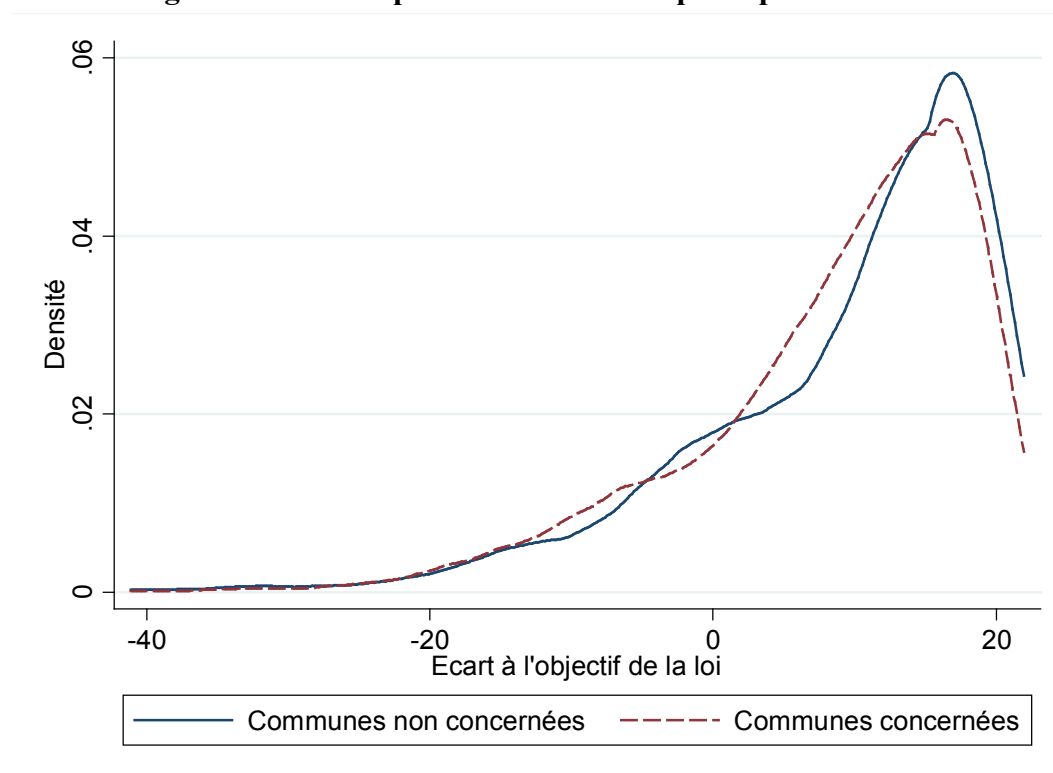
Graphique 4 : Estimation de la densité des revenus moyens communaux en 2001



Source : données FILOCOM. Champ : sous-ensemble des communes retenues pour l'évaluation

¹⁴ Ces variables sont le logarithme du nombre de logements sociaux, le logarithme de la part de logements sociaux parmi les résidences principales et la ségrégation intra-communale des logements sociaux. Initialement, nous voulions aussi étudier l'effet de la loi SRU sur les revenus moyens par unité de consommation mais nous avons renoncé car la loi avait déjà un effet significatif sur cette variable durant les périodes antérieures à son application.

Graphique 5 : Estimation de la densité des écarts des communes aux objectifs de 20 % de logements sociaux parmi les résidences principales en 2001



Source : données FILOCOM. Champ : sous-ensemble des communes retenues pour l'évaluation
Note : l'écart est calculé comme 20% moins la part de logements sociaux

V. Résultats de l'évaluation de l'effet de la loi SRU

Nous présentons maintenant les résultats de l'évaluation de l'effet de la loi SRU sur nos indicateurs communaux obtenus par des estimations en différence de différences sur notre sous-échantillon de communes.

V.1. L'effet de la loi SRU sur le parc de logements sociaux des communes

Nous essayons tout d'abord de déterminer si la loi SRU a réellement stimulé la construction de logements sociaux dans les communes. Pour ce faire, nous étudions son impact sur l'évolution du nombre total de logements sociaux ainsi que sur celle de l'importance relative du logement social parmi les résidences principales des communes.

Le Tableau 1 montre que la loi SRU aurait exercé un effet positif sur la construction de logements sociaux dans les communes : les communes entrant dans son champ d'application ont connu, en moyenne, un taux de croissance du nombre de leurs logements sociaux de 6,59 points supérieur à celui des communes non

concernées entre 2000 et 2008 (colonne 3)¹⁵. Pour les communes considérées, ce chiffre représente près de la moitié de la croissance moyenne totale du nombre de logements sociaux qui s'élève à environ 12,5 %, et correspond à un surcroît d'environ 17 logements sociaux. Le tableau 2 montre que cette évolution s'est traduite pour les communes traitées par un taux de croissance moyen de la part des logements sociaux parmi les résidences principales de 6,61 points supérieur (colonne 3), soit une élévation de cette part d'environ 0,7 point¹⁶.

De plus, l'effet de la loi SRU irait croissant au cours du temps puisque son effet n'était que d'environ 2,9 points pour les deux variables entre 2000 et 2004 (colonne 1 des tableaux 1 et 2). Cela tient aux délais structurels existant entre la définition des projets immobiliers visant à promouvoir l'extension du parc social locatif dans une commune et la construction effective des logements. Les communes ne pourraient d'abord que transformer des logements existants en logements sociaux avant d'en construire de nouveaux¹⁷. L'effet croissant de la loi traduit un effort soutenu des communes concernées qui semble illustrer le caractère crédible du dispositif incitatif mis en place.

L'estimation d'un effet hétérogène de la loi SRU montre que les communes traitées initialement moins dotées en logements sociaux sont également celles qui ont le plus développé leur parc social locatif sous l'effet de la loi (colonne 4). Ainsi, si on considère deux communes traitées dont l'une ne possède initialement que 5% de logements sociaux tandis que l'autre en possède 15%, les estimations prédisent que la commune la moins dotée connaît un taux de croissance de sa part de logements sociaux d'un peu plus de 25 points supérieure à l'autre commune entre 2000 et 2008. La perspective d'une amende pourrait donc inciter les communes les moins pourvues à développer leur parc social locatif. Les résultats montrent par ailleurs que le revenu n'affecte pas significativement l'effet du traitement, ce qui suggère que l'effet de la loi SRU est indépendant de la richesse des communes.

Enfin, il convient de noter que les coefficients associés à l'écart initial des communes aux objectifs de la loi SRU en termes de logements sociaux sont croissants en valeur absolue sur la période (colonne 4), ce qui suggère que la loi aurait un effet hétérogène croissant au cours du temps.

¹⁵ Les coefficients sont estimés dans le cadre d'une spécification en logarithme. Ces coefficients s'apparentent donc à une approximation de la semi-élasticité de la variable dépendante par rapport à la variable explicative considérée. Soit b l'un des coefficients estimés, la formule exacte de l'effet, en %, de la variable explicative qui lui est associée sur la variable dépendante est : $100 \times [\exp(b) - 1]$. Il est à noter que l'utilisation d'une spécification en logarithme fait disparaître les communes n'ayant pas de logement social à une des dates de la période étudiée. Nous ne reportons pas ici les résultats d'une spécification en niveau car il existe déjà un effet de la loi SRU sur la période 1998-2000, avant l'implémentation de la loi, ce qui suggère que l'hypothèse de tendance commune pour les communes traitées et non traitées en l'absence de traitement ne serait pas vérifiée.

¹⁶ Pour la part de logements sociaux, l'étude en niveau fait sens car il n'y a pas d'effet de la loi SRU sur la période 1998-2000, donc avant l'implémentation de la loi, et elle permet d'éviter la suppression des communes initialement sans logement social. Nous reportons les résultats obtenus en niveau dans le Tableau A.2 en Annexe. Les résultats montrent que la loi SRU n'a pas d'effet moyen mais qu'il existe une distinction significative en termes d'effet selon l'écart des communes au seuil fixé par la loi pour ce qui est de la proportion de logements sociaux.

¹⁷ Les données utilisées ne permettent cependant pas de dire avec précisions si des logements existants ont été transformés en logements sociaux.

Tableau 1 : Impact de la loi SRU sur l'évolution du logarithme du nombre de logements sociaux dans les communes

Traitement croisé avec...	2000 - 2004		2000 - 2008	
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2
Constante	0,0289 ** (0,0131)	-0,1021 (0,0936)	0,0638 *** (0,0192)	-0,0627 (0,1672)
Revenu moyen de la commune		0,0023 (0,0114)		-0,0207 (0,0224)
Carré du revenu moyen de la commune		-0,00005 (0,003)		0,0012 * (0,0007)
Ecart initial aux objectifs de la loi SRU		0,0069 *** (0,0016)		0,0098 *** (0,0015)
Carré de l'écart initial aux objectifs de la loi SRU		0,0004 *** (0,0001)		0,0008 *** (0,0001)
Nombre d'observations	2532	2532	2524	2524
R2	0,016	0,075	0,024	0,127

Source : données FILOCOM.

Champ : communes de province dont la population en 1999 était comprise entre 2 800 et 12 000 habitants et communes d'Ile-de-France dont la population en 1999 était comprise entre 800 et 6 000 habitants. Les communes n'ayant pas de logement social à une des dates des périodes étudiées ne sont pas considérées.

Note : les écarts-types estimés sont présentés entre parenthèses en-dessous de ces coefficients ; * effet significatif à 10 % ; ** effet significatif à 5 % ; *** effet significatif à 1 %. L'écart initial aux objectifs de la loi SRU est défini comme 20 moins la part de logements sociaux exprimée en pourcents. Les régressions incluent aussi comme variables de contrôle le revenu moyen par unité de consommation, ce même revenu au carré, le nombre total de logements et ce même nombre au carré. Les coefficients estimés ne sont pas reportés ici pour économiser de l'espace.

Tableau 2 : Impact de la loi SRU sur l'évolution du logarithme de la part des logements sociaux parmi les résidences principales dans les communes

Traitement croisé avec...	2000 - 2004		2000 – 2008	
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2
Constante	0,0290 ** (0,0128)	-0,1182 (0,0914)	0,0641 *** (0,0188)	-0,0916 (0,1637)
Revenu moyen de la commune		0,0043 (0,0111)		-0,0172 (0,0221)
Carré du revenu moyen de la commune		-0,0001 (0,0002)		0,0011 (0,0007)
Ecart initial aux objectifs de la loi SRU		0,0064 *** (0,0016)		0,0091 *** (0,0015)
Carré de l'écart initial aux objectifs de la loi SRU		0,0004 *** (0,0001)		0,0008 *** (0,0001)
Nombre d'observations	2532	2532	2524	2524
R2	0,011	0,063	0,017	0,109

Source : données FILOCOM.

Champ : communes de province dont la population en 1999 était comprise entre 2 800 et 12 000 habitants et communes d'Ile-de-France dont la population en 1999 était comprise entre 800 et 6 000 habitants. Les communes n'ayant pas de logement social à une des dates des périodes étudiées ne sont pas considérées.

Note : les écarts-types estimés sont présentés entre parenthèses en-dessous de ces coefficients ; * effet significatif à 10 % ; ** effet significatif à 5 % ; *** effet significatif à 1 %. L'écart initial aux objectifs de la loi SRU est défini comme 20 moins la part de logements sociaux exprimée en pourcents. Les régressions incluent aussi comme variables de contrôle le revenu moyen par unité de consommation, ce même revenu au carré, le nombre total de logements et ce même nombre au carré. Les coefficients estimés ne sont pas reportés ici pour économiser de l'espace.

V.2. L'effet de la loi SRU sur la ségrégation intra-communale du parc social

Nous examinons maintenant si la loi SRU a eu pour effet une augmentation de la ségrégation intra-communale des logements sociaux du fait d'une concentration accrue du parc social dans un petit nombre de quartiers.

Le tableau 3 montre qu'en moyenne, il n'existe aucune augmentation significative de la ségrégation intra-communale des logements sociaux (colonne 3)¹⁸. Parmi les communes concernées par la loi, l'écart initial par rapport aux objectifs aurait tout de même un effet positif sur la ségrégation intra-communale des logements sociaux (colonne 4). Une interprétation possible est que les communes avec la plus faible part de logements sociaux (i.e. les communes les plus éloignées de l'objectif fixé par la loi) n'ont pas le point d'ancrage préalable où construire du logement social et ont construit de façon plus dispersée dans le tissu urbain.

¹⁸ Les estimations du tableau 3 sont restreintes aux communes disposant d'un parc social locatif sur l'ensemble des périodes considérées. Cela permet de ne pas prendre en compte l'effet potentiel de l'apparition de logements sociaux dans une commune, qui se traduirait par une hausse mécanique de la variable d'intérêt.

Tableau 3 : Impact de la loi SRU sur l'évolution de la ségrégation spatiale des logements sociaux dans les communes (en différence)

Traitement croisé avec...	2000 - 2004		2000 - 2008	
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2
Constante	-0,5137 (0,3412)	1,8157 (3,0541)	-0,5847 (0,4412)	-1,8384 (6,1134)
Revenu moyen de la commune		-0,2543 (0,3757)		0,5596 (0,8873)
Carré du revenu moyen de la commune		0,0008 (0,0097)		-0,0277 (0,0303)
Ecart initial aux objectifs de la loi SRU		-0,0535 ** (0,023)		-0,0760 ** (0,0351)
Carré de l'écart initial aux objectifs de la loi SRU		-0,0027 (0,0014)		-0,0047 ** (0,0023)
Nombre d'observations	2532	2532	2524	2524
R2	0,021	0,026	0,032	0,046

Source : données FILOCOM.

Champ : communes de province dont la population en 1999 était comprise entre 2 800 et 12 000 habitants et communes d'Ile-de-France dont la population en 1999 était comprise entre 800 et 6 000 habitants. Les communes d'ayant pas de logement social en 2000 ne sont pas considérées.

Note : les écarts-types estimés sont présentés entre parenthèses en-dessous de ces coefficients ; * effet significatif à 10 % ; ** effet significatif à 5 % ; *** effet significatif à 1 %. L'écart initial aux objectifs de la loi SRU est défini comme 20 moins la part de logements sociaux exprimée en pourcents. Les régressions incluent aussi comme variables de contrôle le revenu moyen par unité de consommation, ce même revenu au carré, le nombre total de logements et ce même nombre au carré. Les coefficients estimés ne sont pas reportés ici pour économiser de l'espace.

V.3. L'effet de la loi SRU sur les prix des logements et le volume de transactions immobilières

La dernière partie de notre analyse est consacrée à l'étude de l'effet de la loi SRU sur les marchés immobiliers locaux, et plus particulièrement sur le niveau communal des prix de vente et le volume communal de transactions sur le marché des logements anciens.

Le tableau 4 montre que la loi SRU a eu un impact négatif sur le niveau moyen des prix immobiliers dans l'ancien¹⁹. Ainsi, entre 2000 et 2004, les communes concernées par la loi ont connu une évolution de leurs prix immobiliers d'environ 1,2 point inférieure à celle des communes non concernées (colonne 1). Il convient toutefois de noter qu'à plus long terme, sur la période 2000 – 2008, cet effet est un peu plus faible, de l'ordre de 1,1 points, et non significatif (colonne 3). Une interprétation possible de ces résultats est que la construction de logements sociaux dans les communes concernées par la loi pourrait réduire l'attractivité de ces communes et/ou inciter à la revente de logements par des ménages aisés souhaitant éviter des populations plus pauvres.

¹⁹ Comme indiqué plus haut, les données sur les prix et transactions de logements anciens ne sont disponibles que pour les années paires. Mais, étant donné que les données FILOCOM pour une année donnée prennent la forme d'un tableau exhaustif du parc résidentiel au 1^{er} janvier de cette année, nous avons choisi de conserver la périodisation adoptée jusqu'à présent, y compris pour les données de prix et de transactions.

Tableau 4 : Impact de la loi SRU sur l'évolution du logarithme niveau moyen des prix immobiliers dans le secteur des logements anciens dans les communes

Traitement croisé avec...	2000 – 2004		2000 - 2008	
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2
Constante	-0,0124 * (0,0068)	-0,0685 (0,0495)	-0,0115 (0,0071)	-0,0351 (0,0532)
Revenu moyen de la commune		0,0077 (0,0053)		0,0033 (0,006)
Carré du revenu moyen de la commune		-0,0002 * (0,0001)		-0,0001 (0,0001)
Ecart initial aux objectifs de la loi SRU		0,0004 (0,0004)		0,0003 (0,0005)
Carré de l'écart initial aux objectifs de la loi SRU		-0,00004 (0,00003)		0,00000 (0,0003)
Nombre d'observations	2713	2711	2721	2719
R2	0,016	0,021	0,017	0,034

Source : données PERVAL et BIEN.

Champ : communes de province dont la population en 1999 était comprise entre 2 800 et 12 000 habitants et communes d'Ile-de-France dont la population en 1999 était comprise entre 800 et 6 000 habitants. Les communes ne connaissant pas de transaction à chaque date des périodes étudiées ne sont pas considérées.

Note : les écarts-types estimés sont présentés entre parenthèses en-dessous de ces coefficients ; * effet significatif à 10 % ; ** effet significatif à 5 % ; *** effet significatif à 1 %. L'écart initial aux objectifs de la loi SRU est défini comme 20 moins la part de logements sociaux exprimée en pourcents. Les régressions incluent aussi comme variables de contrôle le revenu moyen par unité de consommation, ce même revenu au carré, le nombre total de logements et ce même nombre au carré. Les coefficients estimés ne sont pas reportés ici pour économiser de l'espace.

Une estimation de l'impact de la loi SRU sur le volume des transactions de logements anciens dans les communes semble accréditer l'hypothèse d'une revente de logements (cf. tableau 5). En effet, entre 2000 et 2008, les communes concernées par la loi ont connu une évolution du volume des transactions de logements anciens supérieure de près de 5,5 points à celle des communes non concernées (colonne 3).

La loi SRU semble ainsi avoir favorisé une certaine détente sur les marchés immobiliers locaux à d'une croissance du nombre de résidents souhaitant vendre leurs biens qui se traduit par une baisse rapide des prix de l'immobilier et une augmentation à moyen terme du volume de transactions.

Tableau 5 : Impact de la loi SRU sur l'évolution du logarithme du volume de transactions immobilières dans le secteur du logement ancien dans les communes

Traitement croisé avec...	2000 – 2004		2000 - 2008	
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2
Constante	0,0241 (0,0277)	0,2917 (0,202)	0,0539 * (0,0312)	0,0176 (0,218)
Revenu moyen de la commune		-0,0324 (0,0224)		0,0042 (0,0221)
Carré du revenu moyen de la commune		0,0008 (0,0005)		0,0000 (0,0005)
Ecart initial aux objectifs de la loi SRU		-0,0006 (0,0022)		-0,0021 (0,0024)
Carré de l'écart initial aux objectifs de la loi SRU		-0,0001 (0,0001)		0,0001 (0,0001)
Nombre d'observations	2713	2711	2721	2719
R2	0,057	0,060	0,090	0,094

Source : données PERVAL et BIEN.

Champ : communes de province dont la population en 1999 était comprise entre 2 800 et 12 000 habitants et communes d'Ile-de-France dont la population en 1999 était comprise entre 800 et 6 000 habitants. Les communes ne connaissant pas de transaction à chaque date des périodes étudiées ne sont pas considérées.

Note : les écarts-types estimés sont présentés entre parenthèses en-dessous de ces coefficients ; * effet significatif à 10 % ; ** effet significatif à 5 % ; *** effet significatif à 1 %. L'écart initial aux objectifs de la loi SRU est défini comme 20 moins la part de logements sociaux exprimée en pourcents. Les régressions incluent aussi comme variables de contrôle le revenu moyen par unité de consommation, ce même revenu au carré, le nombre total de logements et ce même nombre au carré. Les coefficients estimés ne sont pas reportés ici pour économiser de l'espace.

Conclusion

Cet article a proposé une évaluation de la loi relative à la Solidarité et au Renouvellement Urbain (SRU) sur la construction de logements sociaux, la ségrégation intra-communale du parc social, le prix moyen des logements vendus et le volume de transactions sur le marché de l'immobilier ancien. L'analyse est menée au niveau communal et l'échantillon est restreint aux communes proches du seuil d'application de la loi en termes de taille de la population. Les résultats montrent que la loi a eu un effet positif sur la construction de logements sociaux. Elle pourrait par ailleurs être à l'origine d'une détente sur le marché du logement, vu qu'elle aurait été à l'origine d'une augmentation du volume de transactions et d'une baisse des prix de l'immobilier.

L'analyse proposée présente toutefois certaines limites qu'il importe de souligner. Tout d'abord, les résultats ne s'appliquent qu'aux communes proches du seuil d'application de la loi en termes de population et la validité externe aux autres communes concernées par la loi n'est pas garantie. En outre, l'approche retenue ne permet pas de prendre en compte les externalités éventuelles de la loi sur les communes non concernées. Les effets mesurés doivent donc se comprendre comme des effets nets de la loi entres communes concernées et non concernées.

Une extension possible de ce travail serait d'évaluer si la mise en place de la loi SRU a entraîné des réactions des communes en termes de fiscalité locale. En effet, certaines communes pourraient avoir augmenté les impôts locaux afin de disposer des ressources suffisantes pour s'acquitter de l'amende prévue par la loi en cas d'une absence d'effort dans la construction de logements sociaux. De telles mesures peuvent être prises pour contenter les ménages aisés et avoir pour effet de faire partir les ménages les plus pauvres (et décourager les ménages modestes d'emménager), ce qui pourrait jouer dans le sens d'un renforcement de la ségrégation inter-communale en termes de revenus.

Annexe A. Mesure de la ségrégation intra-communale du parc social

L'indicateur de ségrégation est calculé pour chacune des communes et a pour unité spatiale de référence la section cadastrale. Il s'agit d'une unité spatiale plus fine encore que les IRIS utilisés par l'INSEE, et regroupant des logements contigus. En France métropolitaine, il existe 263 660 sections cadastrales en 2011, et le nombre de logements par section est en moyenne de 128,3 ; celui-ci varie toutefois de 1 à 58 963 et a pour médiane 43. Le peuplement des sections cadastrales est donc un phénomène très hétérogène. Toutefois, il s'agit de la seule unité géographique plus fine que la commune disponible dans les bases à notre disposition.

La ségrégation intra-communale du logement social dans le parc de logements est mesurée à l'aide de l'indice de Duncan et Duncan (1955) qui vérifie la formule :

$$D_j = \frac{1}{2} \sum_{h \in j} \left| \frac{s_{j,h}}{s_j} - \frac{l_{j,h} - s_{j,h}}{l_j - s_j} \right|$$

où j indice les communes et h les sections cadastrales, l_j est le nombre total de logements de la commune, s_j est le nombre de logements sociaux de la commune, $l_{j,h}$ est le nombre total de logements dans la section cadastrale, et $s_{j,h}$ est le nombre de logements sociaux dans la section cadastrale. Cet indice n'est calculable que pour les communes comptant au moins un logement social, soit près de la moitié d'entre elles. Il varie entre 0 et 1, et à titre illustratif, en 2011, il a pour moyenne 0,56 et pour médiane 0,59. De plus, il est supérieur à 0,4 pour près des trois quarts des communes disposant d'un parc social locatif, ce qui traduit une relative concentration des logements sociaux au sein de certaines communes.

Annexe B. Construction de l'indicateur communal de prix de l'immobilier

Les données issues des bases notariales ont nécessité un traitement préalable à leur exploitation. Tout d'abord, les surfaces sont manquantes pour 25.7% des ventes de logement recensées dans ces bases. Nous les avons imputées à partir des données FILOCOM, qui contiennent des informations sur l'année de leur dernière mutation, ainsi que sur la surface des logements et le type de logement (maison ou appartement). Nous avons ainsi attribué aux logements des bases notariales dont la surface n'était pas renseignée, la surface moyenne des logements de la base FILOCOM de la même section cadastrale ayant fait l'objet d'une mutation, étant de même type et disposant du même nombre de pièces. La finesse du découpage retenu assure à cette méthode d'imputation une relative précision²⁰ et permet de faire passer la part de logements dont la surface est manquante à 5.1 %. De plus, le fait que l'imputation ne dépende pas des valeurs observées dans les bases

²⁰ Nous avons testé cette méthode en imputant des surfaces déjà renseignées dans les bases notariales et en comparant surfaces réelles et imputées. L'erreur moyenne est d'environ 5 % et le R^2 de la régression des premières sur les secondes est d'environ 0,75. Il convient toutefois de noter que l'imputation, bien qu'elle ait été réalisée séparément pour les appartements et pour les maisons, est nettement plus précise pour les appartements (pour lesquels les indicateurs prennent respectivement les valeurs de 2 % et de 0,83) que pour les maisons (pour lesquelles les indicateurs prennent respectivement les valeurs de 15 % et 0,51).

notariales la rend robuste aux éventuels effets de sélection sur les valeurs non renseignées. Enfin, l'absence de spécification paramétrique la rend robuste aux erreurs éventuelles de spécification.

Par ailleurs, un indice de prix immobiliers par commune a été construit à partir de ces données. Les prix par mètre carré ont été, après une transformation logarithmique, expurgés des effets liés à la période de construction (antérieure à 1914, de 1914 à 1947, de 1948 à 1969, de 1970 à 1980, de 1980 à 1991 et postérieure à 1991, ainsi qu'une catégorie de période mal renseignée qui concerne près de 30 % des biens), à la saisonnalité (mesurée par les trimestres) et aux tendances annuelles communes par le biais d'une régression par les moindres carrés ordinaires portant sur les transactions observées. L'indice de prix en niveau obtenu avec cette régression est exprimé en euros constants du premier trimestre 2006 pour des logements construits depuis 1992, ce qui permet de les rendre comparables dans le temps et d'éviter du risque de confondre l'effet d'un paramètre d'intérêt sur cet indice avec une dynamique locale liée à l'une des variables de contrôle (David, Dubujet, Gourieroux et Laferrère, 2002). Une régression a été effectuée par strate géographique et par type de logement afin d'autoriser les effets des différentes variables de contrôle à changer selon la localisation du bien²¹. Les strates sont définies à partir des aires urbaines comptant plus de 1 000 transactions pour les années 2000, 2002, 2004, 2006 et 2008 ou de regroupements régionaux des aires urbaines comptant moins de 1 000 transactions²². Elles ont été définies séparément pour les appartements et les maisons et sont au nombre de 607. Les effets de la conjoncture, de la saisonnalité et de la dépréciation des logements anciens sur les prix immobiliers sont donc autorisés à varier entre strates.

A titre illustratif, en 2006, l'indice de prix immobiliers est observé pour les trois quarts des communes²³, pour lesquelles il atteint une moyenne de 2 044,13 euros par m² ; un quart d'entre ces communes ont un indice de prix immobiliers inférieur à 1 523,88 euros par m², la moitié de l'ensemble des communes inférieur à 1 908,78 euros par m² et les trois quarts inférieur à 2 390,94 euros par m². Enfin, cet indice varie de manière significative entre les régions : alors qu'il dépasse les 2 800 euros par m² en Ile-de-France ou en Provence-Alpes-Côte d'Azur, il atteint à peine 1 650 euros par m² en Lorraine, en Auvergne ou dans le Limousin.

²¹ L'INSEE a développé un système de strates géographiques utilisé pour le calcul des indices notariaux, mais la nomenclature qui en résulte n'est pas diffusée. La logique ayant prélué à la construction des strates géographiques utilisées ici s'inspire fortement des principes établis par l'INSEE dans ce domaine.

²² Par ailleurs, les arrondissements de Paris, Lyon et Marseille, ainsi que les communes comptant plus de 1000 transactions sur la période considérée dans une aire urbaine comptant elle-même plus de 1000 transactions en dehors de ces communes constituent des strates à part entière.

²³ Pour une année donnée, cet indice ne peut être calculé que pour les communes ayant connu au moins une transaction immobilière.

**Tableau A.1 : Impact de la loi SRU sur différentes variables d'intérêt
sur la période pré-traitement 1998-2000**

	Effectif de logements sociaux (en log)	Part de logements sociaux (en log)	Ségrégation Intra-communale
Effet du traitement	-0,0072 (0,0112)	-0,0086 (0,0110)	0,3403 (0,8376)
Nombre d'observations	2528	2528	2523
R2	0,025	0,019	0,019

Source : données FILOCOM.

Champ : communes de province dont la population en 1999 était comprise entre 2 800 et 12 000 habitants et communes d'Ile-de-France dont la population en 1999 était comprise entre 800 et 6 000 habitants.

Note : les écarts-types estimés sont présentés entre parenthèses en-dessous de ces coefficients ; * effet significatif à 10 % ; ** effet significatif à 5 % ; *** effet significatif à 1 %. L'écart initial aux objectifs de la loi SRU est défini comme 20 moins la part de logements sociaux exprimée en pourcents. Les régressions incluent aussi comme variables de contrôle le revenu moyen par unité de consommation, ce même revenu au carré, le nombre total de logements et ce même nombre au carré. Toutes les variables de contrôles sont mesurées en 1998. Les coefficients estimés ne sont pas reportés ici pour économiser de l'espace.

**Tableau A.2 : Impact de la loi SRU sur l'évolution de la part des logements sociaux
parmi les résidences principales dans les communes**

Traitement croisé avec...	2000 - 2004		2000 - 2008	
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 1	Modèle 2
Constante	-0,0236 ** (0,0337)	0,2766 (0,4062)	0,0066 (0,0966)	-0,3041 (0,6360)
Revenu moyen de la commune		-0,0804 * (0,0466)		-0,0502 (0,0714)
Carré du revenu moyen de la commune		0,0014 (0,0010)		0,0012 (0,0016)
Ecart initial aux objectifs de la loi SRU		-0,0566 *** (0,0097)		-0,1088 *** (0,0121)
Carré de l'écart initial aux objectifs de la loi SRU		0,0001 (0,0004)		-0,0003 (0,0006)
Nombre d'observations	2744	2744	2745	2745
R2	0,031	0,082	0,050	0,144

Source : données FILOCOM.

Champ : communes de province dont la population en 1999 était comprise entre 2 800 et 12 000 habitants et communes d'Ile-de-France dont la population en 1999 était comprise entre 800 et 6 000 habitants.

Note : les écarts-types estimés sont présentés entre parenthèses en-dessous de ces coefficients ; * effet significatif à 10 % ; ** effet significatif à 5 % ; *** effet significatif à 1 %. L'écart initial aux objectifs de la loi SRU est défini comme 20 moins la part de logements sociaux exprimée en pourcents. Les régressions incluent aussi comme variables de contrôle le revenu moyen par unité de consommation, ce même revenu au carré, le nombre total de logements et ce même nombre au carré. Les coefficients estimés ne sont pas reportés ici pour économiser de l'espace.

Bibliographie

- BILEK A., COSTES N., MONMOUSSEAU F. [2007], « La loi SRU incite-t-elle les maires à construire du logement social ? Les enseignements d'une analyse principal agent », *Économie publique/Public economics*, 20, p. 207-237.
- BLUNDELL R., COSTA-DIAS M. [2009], « Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics », *Portuguese Economics Journal*, 44, p. 565-640.
- BONO P.-H., DAVIDSON R., TRANNOY A. [2013], « Analyse contrefactuelle de l'article 55 de la loi SRU sur la production de logements sociaux », *AMSE Working Paper* n°2013-5.
- DAVID A., DUBUJET F., GOURIEROUX C., LAFERRERE A. [2002], « Les indices de prix des logements anciens », *INSEE Méthodes*, 98.
- DRIANT J.C. [2011], « Les mutations en sourdine du logement social », *Regards croisés sur l'économie*, 9, p. 187-197.
- DUNCAN O., DUNCAN B. [1955], « A methodological analysis of segregation indexes », *American Sociological Review*, 44, p.493-503.
- EPSTEIN R., KIRZBAUM T. [2003], « L'enjeu de la mixité sociale dans les politiques urbaines », *Regards sur l'Actualité*, 292, p. 63-74.
- FACK G. [2005], « Pourquoi les ménages à bas revenus paient-ils des loyers de plus en plus élevés? L'incidence des aides au logement en France (1973-2002) », *Economie et Statistique*, 381-382, p. 17-40.
- FACK G. [2006], « Are Housing Benefits An Effective Way To redistribute Income? Evidence from a Natural Experiment in France », *Labour Economics*, 13(6), p. 747-771.
- GOBILLON L., SELOD H., ZENOU Y. [2007], « The mechanisms of spatial mismatch », *Urban Studies*, 44(12), p. 2401-2427.
- HAHN J., TODD P., VAN DER KLAUW W. [2001], « Identification and estimation of Treatment Effect with a Regression-discontinuity design », *Econometrica*, Vol. 69
- IHLANFELDT I., SJOQUIST D. [1998], « The spatial mismatch hypothesis: a review of recent studies and their implications for welfare reform », *Housing Policy Debate*, 9(4), p. 849-892.
- IMBENS G., LEMIEUX T. [2008], « Regression discontinuity designs: A guide to practice », *Journal of Econometrics*, 142(2), p. 615-635.
- IMBENS G., WOOLDRIDGE J. [2009], « Recent developments in the econometrics of program evaluation », *Journal of Economic Literature*, 47(1), p. 5-86.
- JACQUOT A. [2007], « L'occupation du parc HLM : éclairage à partir des enquêtes logement de l'INSEE », Document de Travail n°9707 de la Direction des Statistiques Démographique et Sociales.
- KATZ L., KLING J., LIEBMAN J. [2001], « Moving to opportunity in Boston: Early results of a randomized mobility experiment », *Quarterly Journal of Economics*, 116(2), p. 607-654.
- KLING J., LIEBMAN J., KATZ L. [2007], « Experimental Analysis of Neighborhood Effects », *Econometrica*, 75(1), p. 83-119.
- LAFERRERE A., LE BLANC D., PIGOIS R. « Les effets de l'existence du parc HLM sur le profil de consommation des ménages », *Economie et Statistique*, 328(1), p. 37-60.

SELOD H. [2004], « La mixité économique et sociale », dans Maurel F., PERROT A., PRAGER J.M., THISSE J. (dir.), *Villes et Economie*, Paris, La Documentation Française, p. 209-231.

STEBE J. M. [2013], *Le logement social en France*, Paris, Editions Presses Universitaires de France, Collection « Que Sais-je ? », n°763.

TREVIEN C. [2013], « Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ? », Document de Travail INSEE G 2013/02 – F1302.

VERDUGO G. [2013], « Public housing magnets: public housing supply and immigrants' location choices », Working Paper.

WELLHOFF F. [2004], « Effets du prêt à taux zéro sur le développement des territoires périurbains et ruraux », Rapport du Conseil Général des Ponts et Chaussées, n° 2003-0100-01.